

PDF hosted at the Radboud Repository of the Radboud University Nijmegen

The following full text is a publisher's version.

For additional information about this publication click this link.

<http://hdl.handle.net/2066/140712>

Please be advised that this information was generated on 2017-12-05 and may be subject to change.

Intergenerationele mobiliteit en politieke verhoudingen

Nan Dirk de Graaf en Wout Ultee

1. Inleiding en probleemstelling

1.1. *De sterkte van links en de gevolgen van mobiliteit*— Binnen de Nederlandse sociologie is er een wederopleving van stratificatie- en mobiliteitsonderzoek (Peschar en Ultee 1978, Bakker, Dronkers en Ganzeboom 1984). Hierin zijn kenmerken van personen (plaats op de maatschappelijke ladder, beweging daarlangs) en van landen (gelaagdheid, mobiliteitspatroon) afhankelijke variabelen. In dit artikel worden deze kenmerken als onafhankelijke variabelen gebezigd. Het handelt over hun gevolgen voor de politieke verhoudingen in Nederland. Daarmee sluit het aan bij een bestaande belangstelling in de Nederlandse politicologie (Andeweg 1982) en in de internationale literatuur (Barber 1972).

Voorals in de internationale literatuur is veel te vinden over de invloed voor stratificatie en mobiliteit op politieke verhoudingen. Zo wees in de vorige eeuw Marx reeds op het verschijnsel van de klassenstrijd en velen hebben hem op dit punt nagesproken. Samenlevingen als de toenmalige Europese zouden verdeeld zijn in twee klassen, namelijk de bezitters van produktiemiddelen en de mensen die hun arbeidskracht verkopen. Deze klassen zouden tegengestelde belangen hebben en daardoor zou tussen hen strijd bestaan. Latere onderzoekers deelden arbeiders op in hand- en hoofdarbeiders en onderscheidden zo meerdere klassen (Geiger 1932). Volgens weer andere onderzoekers is in industriële samenlevingen strijd zelden gewelddadig en neemt ze de vorm van verkiezingsstrijd aan (Lipset 1960: 230). Uit bijna alle enquêtes die na de tweede wereldoorlog in de verschillende westerse geïndustrialiseerde samenlevingen zijn gehouden, bleek een positieve samenhang tussen de hoogte van de klasse van kiezers en het percentage rechtse stemmen binnen een klasse. Een gangbare verklaring van deze regelmatigheid is economisch eigenbelang (Lipset 1960: 239).

Zich bewegend binnen een marxistisch kader, stelde Parkin in een invloedrijke studie uit het begin der jaren zeventig dat de mensen uit de ho-

gere klassen in de minderheid zijn ten opzichte van die uit de lagere. Tevens meende Parkin dat in Engeland en andere industriële samenlevingen de klassenstrijd, zelfs na de invoering van algemeen kiesrecht, niet ten gunste van de lagere klassen is beslecht. Er zou dus een tegenspraak zijn tussen theorie en empirie: waarom rebelleert de grootste groep, die het minst bedeed is, niet meer dan nu het geval is (Parkin 1970: 48)?

Een variant van dit probleem is de vraag hoe het mogelijk is dat in bijna alle verkiezingsonderzoekingen in westerse geïndustrialiseerde samenlevingen het verband tussen klasse en stemgedrag wel in dezelfde richting gaat, maar dit verband toch in sterkte verschilt. Zo hebben in de jaren zeventig Lenski en Lenski de samenhang tussen klasse en stemgedrag voor 11 geïndustrialiseerde landen bepaald. Ze vonden dat in alle landen handarbeiders gemiddeld linkser stemden dan de rest van de bevolking, maar ook bleek dat Alfords 'index of class voting' tussen de landen grote verschillen te zien gaf (Lenski en Lenski 1978: 308). (Alfords index is het percentage linkse handarbeiders minus het percentage linkse niet-handarbeiders.) Gegevens voor Nederland komen in het rijtje van de Lenski's niet voor. Enige jaren na de Lenski's presenteerde Korpi Alfords index voor 18 geïndustrialiseerde landen, waaronder Nederland (Korpi 1983: 35, hier overgenomen als tabel 1). Vergelijking leert dat in Nederland het verband tussen klasse en stemgedrag betrekkelijk zwak is.

Een antwoord op vragen als bovenstaande is lang geleden door Sombart gegeven (Sombart 1906). Sombart wilde verklaren waarom er in de Verenigde Staten, het land waar het kapitalisme toen het meest tot ontwikkeling was gekomen, geen socialisme was. Sombarts antwoord was vierledig. Sombart stelde ten eerste dat de economische positie van arbeiders in de VS gunstiger is dan in andere landen; ten tweede dat arbeiders daar meer politieke macht hebben; ten derde dat ze er in hoger aanzien staan; en als laatste dat arbeiders in de VS meer stijgingskansen hebben dan in het toenmalige Duitsland en andere Europese staten. Het is mogelijk dat het belang van Sombarts verklaring niet tot de VS is beperkt, en dat deze verklaring ook op andere landen van toepassing is. In dit artikel zullen we nagaan in hoeverre het deel over stijgingskansen toepasbaar is op Nederland¹.

Na Sombart hebben beoefenaren van de sociale wetenschappen vooral aandacht geschonken aan de gevolgen van stijging en andere vormen van mobiliteit voor de politieke verhoudingen in een land. Dahrendorf deed uitspraken over mobiliteit 'tout court' en hield staande dat de intensiteit van klassenconflict afneemt als klassen opener (minder gesloten) zijn (Dahrendorf 1959: 239). Lenski stipuleerde gevolgen van stijging. Hij ziet verdelingssystemen gekenmerkt door (a) een mate van ongelijkheid, (b)

Tabel 1: Samenhang tussen beroepsklasse en politieke voorkeur weergegeven door middel van de 'index of class voting' in 18 landen*

Land	Index of class voting
1. Finland	50 54
2. Denemarken	47
3. Zweden	45
4. Oostenrijk	44
5. Nieuw-Zeeland	43
6. Noorwegen	39
7. Verenigd Koninkrijk	35
8. Australië	33
9. België	27
10. Japan	27
11. West-Duitsland	26
12. Zwitserland	21
13. Frankrijk	21
14. USA	18
15. Nederland	17
16. Italië	17
17. Ierland	16
18. Canada	4

* Tabel is ontleend aan Walter Korpi, *The democratic struggle*, Routledge, Londen 1983, p. 35.

een mate van verticale mobiliteit en (c) klassenstrijd met een bepaalde hevigheid. Lenski brengt de laatste twee kenmerken met elkaar in verband middels de hypothese 'the degree of class hostility will tend to vary inversely with the rate of upward mobility' (Lenski 1966: 86). Parkin hanteert het beeld dat stijging een politieke veiligheidsklep is. Het belang van Parkin's werk is dat het ook daling in de beschouwing betreft. De hypothese is dat de politieke afhankelijkheid van dalers niet zo verandert dat ze overeenkomt met die van hun klasse van bestemming (Parkin 1970: 53) (ze blijft op die van hun klasse van oorsprong lijken).

Al deze uitlatingen lijken neer te komen op de stelling dat, hoewel grotere ongelijkheid in een samenleving tot een verlinksing van de politieke verhoudingen leidt, deze verschuiving door mobiliteit wordt ingeperkt. Naarmate er meer mobiliteit is tussen de klassen van een samenleving, zullen de stempatronen van de verschillende klassen meer op elkaar lijken en zal het totale percentage linkse stemmers lager zijn. In dit artikel willen we ons bezig houden met de empirische houdbaarheid van deze stelling. Dat deze ook in het dagelijkse en politieke leven wel te beluisteren stelling

niet geheel houdbaar behoeft te zijn, kan reeds blijken bij overdenking van Parkins terloopse opmerking dat in sommige industriële samenlevingen het aantal dalers het aantal stijgers overtreft (Parkin 1970: 53). Als een samenleving bij voorbeeld wel dalers maar geen stijgers kent, dan neemt, als Parkins (later uitvoeriger te behandelen) hypothese klopt dat dalers vasthouden aan hun milieu van herkomst, het percentage rechtse stemmers onder de lagere klassen toe, maar niet het percentage rechtse stemmers op de gehele bevolking.

De stelling van mobiliteit tot verrechtsing van politieke verhoudingen leidt en bovenstaande hypothesen van Sombart, Dahrendorf, Lenski en Parkin zijn op macroniveau geformuleerd. Dit betekent in eerste instantie dat voor hun toetsing onderzoek dient te worden verricht waarin landen met elkaar worden vergeleken. Dat is echter kostbaar en tijdrovend. Nu kunnen macrohypothesen soms uit microhypothesen worden afgeleid. Aldus is het mogelijk de aggregaathypothesen langs een goedkopere en snellere weg, die van de onderliggende individuele hypothesen, te toetsen. Microhypothesen zijn in de internationale literatuur vaker empirisch beproefd.

De collectieve hypothese dat mobiliteit tot een verrechtsing van de politieke verhoudingen leidt, kan echter uit verschillende individuele hypothesen worden afgeleid. Daarvoor zijn bovendien soms bijkomende veronderstellingen vereist. Zo geeft de Nederlandse politicoloog Andeweg, in een studie met als titel en ondertitel *Dutch voters adrift, on explanations of electoral change 1963-1977*, niet alleen aan welke voor 1971 en 1977 het verband tussen mobiliteit en stemgedrag van individuen was, maar ook hoeveel stijgers en hoeveel dalers er in Nederland in 1971 en 1977 waren (Andeweg 1982: 95-103). Zoals reeds aangeduid, is het zeer wel mogelijk dat uitspraken over hoeveelheden mobiliteit tot de bijkomende veronderstellingen behoren die benodigd zijn om uit individuele hypothesen over mobiliteit en stemgedrag, afleidingen op macroniveau te maken over verschuivingen naar links of rechts in politieke verhoudingen. Alvorens micro-onderzoek te verrichten, is het dus gewenst deze hypothesen en bijkomende veronderstellingen uit te schrijven.

1.2. *Individuele hypothesen en bijkomende veronderstellingen* – Ten eerste is daar een individuele hypothese die ogenschijnlijk alleen op stijgers betrekking heeft, maar – gezien haar achtergrond – ook tot dalers kan worden uitgebreid. Deze hypothese houdt in dat mensen die stijgen onmiddellijk net zo rechts worden als de andere leden van de klasse waarin ze worden opgenomen. Stel dat drie klassen worden onderscheiden en dat de mensen die stabiel zijn in de laagste klasse voor 20% rechts stemmen, degenen die

immobiel zijn in de middelste voor 50% en de stabielen uit de hoogste klasse voor 80%. Iemand die van de laagste naar de hoogste klasse gaat zal volgens deze hypothese met een kans van .8 rechts stemmen, net als een stijger van de middelste naar de hoogste klasse. Iemand die van de laagste naar de middelste klasse gaat, stemt met een kans van .5 rechts.

Een gebrek van deze hypothese is dat ze alleen op stijgers betrekking heeft. Eén van de gangbare verklaringen van deze hypothesen is nu dat stijgers op grond van hun nieuwe economische belang rechts stemmen. Als men hieraan vasthoudt, kan men de hypothese over stijgers vervolledigen door haar met een hypothese over dalers te verbinden. Deze zegt dat mensen die dalen, meteen net zo links worden als de immobielen in de klasse van bestemming van deze dalers. In bovenstaand voorbeeld heeft iemand die van de hoogste naar de laagste klasse gaat een kans van .2 om rechts te stemmen, net als iemand die van de middelste naar de laagste klasse gaat. Iemand die zich van de hoogste naar de middelste klasse beweegt, zal met een kans van .5 rechts stemmen. Merk op dat voor deze redenering 'economisch eigenbelang' niet nauwkeurig hoeft te worden omschreven.

Wanneer men echter, gezien deze individuele hypothese over de onmiddellijke gevolgen van economisch eigenbelang, wil houden dat op het macroniveau mobiliteit tot een verrechtsing van de politieke verhoudingen leidt, dient men tevens een heel bepaalde veronderstelling te maken over de percentages samenlevingsleden die in de loop der tijd tot de verschillende klassen behoren. Neemt het percentage dat tot de hogere klassen behoort toe, dan verschuiven de politieke verhoudingen naar rechts. Dat is zoals de macrohypothese voorspelt. Groeit echter het percentage dat deel uitmaakt van de lagere klassen (en Marx voorspelde het verdwijnen van de middenklasse en het kleiner worden van de klasse der kapitaalbezitters), dan verschuiven de verhoudingen naar links. Als de middengroep in omvang afneemt, en de onderste en de bovenste groep evenveel groter worden, dan hebben de veranderingen in mobiliteit geen gevolgen voor de politieke verhoudingen. In welke mate veronderstelling opgaat, is een bijkomende maar wel zo belangrijke empirische kwestie.

De politieke verhoudingen worden dus beïnvloed door de mobiliteit die wordt afgedwongen door veranderingen in de klassenstructuur. (Een dergelijke mobiliteit heet ook wel structurele mobiliteit.) Daarentegen beïnvloedt de hoeveelheid mobiliteit die niet aldus wordt afgedwongen en op een uitwisseling tussen de klassen duidt, de politieke verhoudingen niet. (Deze mobiliteit noemt men soms circulatiemobiliteit².) Dit kan duidelijk worden gemaakt door spelen met zelfbedachte tabellen. Tabel 2a geeft in het geheel geen mobiliteit te zien, tabel 2b alleen mobiliteit die ge-

Tabel 2: Beroep vader versus beroep zoon zonder mobiliteit (2a), met alleen gedwongen mobiliteit (2b) en zowel gedwongen als circulatie mobiliteit (2c)

2a	Vader	Zoon											
		2b						2c					
		laag	hoog	tot.	laag	hoog	tot.	laag	hoog	tot.	laag	hoog	tot.
Vader	laag	50	0	0	50	40	0	10	50	30	10	10	50
	o	50	0	50	0	50	0	50	10	30	10	50	50
	hoog	0	0	50	50	0	0	50	50	0	10	40	50
	tot.	50	50	50	150	40	50	60	150	40	50	60	150

dwongen is, en tabel 2c naast structureel afgedwongen mobiliteit ook circulatiemobiliteit. Volgens tabel 2a is het percentage van de bevolking dat rechts stemt:

$$(0.2 * 50 + 0.5 * 50 + 0.8 * 50) / 150 = 50\%.$$

Volgens tabel 2b is dit:

$$(0.2 * 40 + 0.5 * 50 + (0.8 * (10 + 50))) / 150 = 54\%.$$

Volgens tabel 2c is het:

$$(0.2 * (30 + 10) + 0.5 * (10 + 30 + 10) + 0.8 * (10 + 10 + 40)) / 150 = 54\%.$$

Het laatste percentage is gelijk aan het één na laatste en niet aan het eerste.

Bovenstaande individuele hypothese neemt dus aan dat het stemgedrag van stijgers en dalers onmiddellijk door hun milieu van bestemming wordt bepaald. Een tweede mogelijke individuele hypothese gaat dan ook uit van economisch eigenbelang, maar niet van zo'n snelle aanpassing. Iemand's stemgedrag is ook een kwestie van gewoontevorming, en ontwenning gaat langzaam. De rol van gewenning zal in eerste instantie voor stijgers en dalers even groot zijn. Ze kan worden weergegeven met behulp van een weegfactor a ($0 < a < 1$). Uitgaande van de zonet vermelde percentages rechtse stemmen voor mensen die in de verschillende klassen immobiel zijn, zullen stijgers van de laagste naar de middelste klasse voor $(a * 20 + (1 - a) * 50)\%$ rechts stemmen, en dalers van de middelste naar de laagste klasse voor $((1 - a) * 20 + a * 50)\%$ rechts. Een lezer kan voor de andere gevallen van mobiliteit gemakkelijk de bijbehorende percentages rechtse stemmen berekenen. Het moge duidelijk zijn dat de eerste individuele hypothese over onmiddellijke aanpassing een bijzonder geval is van deze tweede hypothese. Voor de eerste hypothese is immers de a van de

tweede hypothese gelijk aan nul. Ook voor deze tweede hypothese leert spelen met tabellen dat alleen mobiliteit die door veranderingen in de klassenstructuur wordt afgedwongen tot andere politieke verhoudingen leidt, en uitwisseling tussen de klassen niet. Naarmate er meer stijging wordt afgedwongen, verschuiven de politieke verhoudingen naar rechts, naarmate er meer daling wordt afgedwongen, verschuiven de verhoudingen meer naar links.

De eerste en de tweede individuele hypothese gaan ervan uit dat economisch eigenbelang het enige is waardoor personen hun stemgedrag laten leiden. In de internationale literatuur zijn echter hypothesen gangbaar die op een andere individuele doelstelling betrekking hebben. Een derde mogelijke hypothese gaat zo uit van een statusmotief (Lipset 1960: 240 en 267-272), of van een streven naar een zo gunstig mogelijk zelfbeeld (Parkin 1970: 51 en 54) als enig doel dat stemgedrag bepaalt. In de beredenering van deze hypothese zullen stijgers, om hun nieuwe hogere positie te bevestigen, net zo rechts gaan stemmen als de andere leden van de klasse waarnaar zij stijgen. Wat stijgers betreft zijn de voorspellingen met een hypothese over eigenbelang gelijkloidend aan die met een hypothese over statusmotieven. Dit geldt echter niet voor de dalers. Volgens de statushypothese hebben mensen graag een gunstig beeld van zichzelf. Deze aanname impliceert dat dalers niet zullen toegeven dat ze zijn gedaald. Dalers zullen daarom net zo rechts blijven stemmen als de personen die in de klasse van herkomst van de dalers zijn gebleven. Dit nu is een voorspelling die tegengesteld is aan die met de hypothese over economisch eigenbelang. Om in het cijfervoorbeeld te blijven: de stijgers van de laagste naar de middelste klasse zullen voor 50% rechts stemmen, de dalers van de middelste naar de laagste klasse ook.

Het contrast tussen hypothese 1 en 3 kan worden weergegeven met tabellen 3a en 3b. Hypothese 3 postuleert, in statistische termen gesproken,

Tabel 3: Beroep vader versus beroep zoon naar stemgedrag volgens de hypothese van onmiddellijke aanpassing aan het economisch eigenbelang (3a) en volgens de hypothese van volledige werking van statusmotieven (3b)

		Zoon					
3a					3b		
		laag			laag		
Vader	laag	20%	50%	80%	20%	50%	80%
		20%	50%	80%	50%	50%	80%
	hoog	20%	50%	80%	80%	80%	80%

een interactie-effect (van herkomst en bestemming op stemgedrag). Hypothese 1 veronderstelt alleen een invloed van bestemming en geen effect van afkomst.

Om in het geval van de individuele hypothese over statusmotieven de macrohypothese te kunnen afleiden dat bij het bestaan van mobiliteit de politieke verhoudingen naar rechts verschuiven, behoeven geen aannames te worden gemaakt over bepaalde veranderingen in de klassenstructuur. Des te meer mobiliteit er tussen de klassen is – of deze nu is afgedwongen of op uitwisseling duidt –, des te hoger is het percentage van de bevolking dat rechts stemt. Er is geen spelen met zelfbedachte tabellen nodig om dit in te zien. Dit betekent dat als hypothese 3 empirisch houdbaar is, voor de bepaling van macro-effecten een bijkomende veronderstelling dient te worden gebruikt over de totale mobiliteit in een samenleving, en dat als hypothese 1 houdbaar blijkt, een bijkomende veronderstelling over alleen de structurele mobiliteit voldoende is voor de vaststelling van gevolgen op collectief niveau.

Een vierde individuele hypothese ligt nu voor de hand: een hypothese over statusmotieven die de aanname van onmiddellijke aanvaarding van stijging en de blijvende ontkenning van daling laat vallen. In eerste instantie kan men aannemen dat het gemak waarmee stijging wordt aanvaard overeenkomt met het gemak waarmee daling wordt ontkend. Dit gemak kan men met een gewichtsfactor b weergeven ($0 < b < 1$). Personen die zich van de laagste naar de middelste klasse bewegen zullen in bovenstaand voorbeeld voor $((1 - b) * 20 + b * 50)\%$ rechts stemmen. Personen die van de middelste naar de laagste klasse dalen, zullen ook voor $((1 - b) * 20 + b * 50)\%$ rechts stemmen. De derde hypothese is een bijzonder geval van de vierde ($b = 1$).

Ook wat betreft deze vierde individuele hypothese zijn geen bijzondere bijkomende veronderstellingen nodig om de macrohypothese af te leiden dat mobiliteit tot verrechtsing van de politieke verhoudingen leidt. Als individuele hypothese 3 of 4 een betere empirische benadering oplevert dan hypothese 1 of 2, dan hangt het macro-effect af van de totale mobiliteit – als hypothese 1 of 2 een betere benadering vormt, hangen de gevolgen op aggregaatsniveau af van de structurele mobiliteit. Merk op dat de vierde hypothese voorspelt dat stijgers meer rechts worden dan dalers naar links gaan. Een dergelijke hypothese is wel vaker geopperd (Stacey 1966: 133; Abrahamson 1972: 1292). Ze past in een theorie over statusmotieven. De kern van zo'n theorie is immers dat stijging positiever voor iemands zelfbeeld is dan daling en daarom gemakkelijker wordt aanvaard.

Het verschil tussen hypothese 2 en hypothese 4 is weergegeven in tabel 4. In deze tabel hebben a en b de waarde 0.8 gekregen. Merk op dat hypo-

Tabel 4: Beroep vader versus beroep zoon naar stemgedrag volgens de hypothese van geleidelijke aanpassing aan het economisch eigenbelang (4a) en volgens de hypothese van sterkere aanvaarding van stijging dan van daling (4b)

Zoon									
4a				4b					
		laag		hoog		laag		hoog	
Vader	laag	20%	44%	68%		20%	44%	68%	
		26%	50%	74%		44%	50%	74%	
	hoog	32%	56%	80%		68%	74%	80%	

these 4 weer een interactie-effect voorspelt, en dat het effect van herkomst en bestemming op stemgedrag volgens hypothese 2 uitsluitend additief is.

Men kan natuurlijk ook een individuele hypothese poneren volgens welke daling net zo gemakkelijk wordt aanvaard als stijging. Omdat ze de kern van een theorie over statusmotieven laat vallen, is ze niet zo belangwekkend. Ze doet voor stijgers dezelfde voorspellingen als de vierde en de tweede. Voor dalers van de middelste naar de onderste klasse voorspelt ze in bovenstaand voorbeeld dat deze mensen voor $(b * 20 + (1 - b) * 50)\%$ rechts stemmen. Daarmee doet ze dezelfde voorspellingen als de tweede en verdient ze geen afzonderlijke aandacht.

Er zijn nog meer manieren waarop de macrohypothese over mobiliteit en verrechtsing uit individuele hypothesen kan worden afgeleid. Men kan zich namelijk voorstellen dat het stemgedrag van immobielen wordt beïnvloed door het verschil tussen het percentage stijgers en het percentage dalers. Immers, behalve gewinningsverschijnselen zouden toekomstverwachtingen een rol kunnen spelen. Naarmate in een samenleving het aantal stijgers groter is dan het aantal dalers, zouden immobielen wel eens sterker de verwachting kunnen koesteren dat ook zij zullen stijgen. Tevens zouden immobielen bij hun huidig stemgedrag hierop kunnen vooruitlopen. Een vijfde hypothese houdt dus in dat naarmate een samenleving meer stijgers dan dalers kent, immobielen meer rechts stemmen en dat naarmate een samenleving meer dalers dan stijgers kent, immobielen meer links stemmen. Gezien het contextuele kenmerk in het als-gedeelte van deze hypothese, kan ze alleen door historisch- of door nationaal-vergelijkend onderzoek worden getoetst.

Ook hier geldt dat de macrohypothese over mobiliteit en verrechtsing alleen onder bijzondere bijkomende veronderstellingen kan worden afgeleid. In dit geval is dat de veronderstelling dat een samenleving meer stijging dan daling kent. De bijkomende veronderstelling kan echter ook zijn

dat een samenleving meer daling dan stijging vertoont. Als dit het geval is, zullen mensen volgens hypothese 5 juist op tegenovergestelde manier op hun toekomstige positie vooruit lopen: naarmate een samenleving meer daling dan stijging kent, zullen politieke verhoudingen meer naar links verschuiven.

De vijfde hypothese borduurt voort op economisch eigenbelang als doelstelling die stemgedrag bepaalt. Als men uitgaat van status als doel en als men verwachtingen postuleert over kansen op stijgen en dalen, dan is nog een zesde hypothese mogelijk. Deze houdt in dat naarmate het aantal stijgers groter is dan het aantal dalers, immobielen meer rechts zullen stemmen en dat het percentage dalers niet van invloed is op het stemgedrag van immobielen. Als men met deze hypothese rechtser politieke verhoudingen wil verklaren, behoeft alleen te worden aangenomen dat er in een samenleving stijging is.

1.3. *Onderzoeksvragen* – Gezien het bovenstaande, valt het onderzoeksge-deelte van dit paper uiteen in drie onderdelen. In het eerste onderdeel wordt de vraag gesteld in hoeverre voor Nederland in de jaren zeventig de bijkomende veronderstellingen opgaan die op hoeveelheden mobiliteit betrekking hebben en die nodig zijn om de macrohypothese af te leiden dat mobiliteit de politieke verhoudingen naar rechts doet verschuiven. In het tweede onderdeel wordt de vraag gesteld welke van de eerste vier bovenstaande individuele hypothesen de beste benadering oplevert voor Nederlandse gegevens uit de jaren zeventig over stemgedrag, eigen plaats op de maatschappelijke ladder en sociale herkomst. In het derde onderdeel wordt de microhypothese die het best de empirische toetsing doorstond, verbonden met de bij deze hypothese behorende bijkomende veronderstelling over (structurele of totale) mobiliteit, om tot afleidingen op macro-niveau te komen. Gezien de beperkingen naar plaats en tijd van de in dit artikel geanalyseerde gegevens, blijven de vijfde en zesde individuele hypothese grotendeels buiten de empirische beoordeling.

Naar onze mening is in politicologisch onderzoek het belang van deze eerste meer sociologische vraag tot nu toe onvoldoende onderkend. Zo rekende de Nederlandse politicoloog Andeweg wel percentages stijgers en dalers uit, maar werd in de desbetreffende studie geen onderscheid gemaakt tussen structurele en circulatiemobiliteit. De Engelse socioloog Heath (1981: 235) maakte dit onderscheid wel, maar hield zich evenmin bezig met de mogelijk uiteenlopende invloed van beide soorten mobiliteit op politieke verhoudingen. Daarom gaat in dit artikel een analyse van mobiliteitstabellen onder het gezichtspunt van totale mobiliteit en onder dat van structurele mobiliteit, vooraf aan de toetsing van individuele hypo-

thesen over mobiliteit en stemgedrag. Om dezelfde reden worden in een latere paragraaf beide soorten bevindingen op elkaar betrokken.

2. Buitenlands en Nederlands onderzoek

In het verleden zijn in talrijke landen gegevens over mobiliteit en stemgedrag verzameld welke van belang kunnen zijn voor de hierboven besproken individuele hypothesen. Alvorens tot de eigenlijke analyse van dit artikel over te gaan, worden enkele van deze onderzoeken besproken onder het gezichtspunt van technische moeilijkheden die zich bij de analyse van gegevens voordoen.

Lipset en Zetterberg hebben betrekkelijk kort na de tweede wereldoorlog gegevens over de Bondsrepubliek Duitsland, Finland en de Verenigde Staten geanalyseerd. Volgens gegevens voor de VS waren degenen die uit de handarbeidklasse naar de middenklasse stegen, meer conservatief dan degenen die vanuit hun geboorte deel uitmaakten van de middenklasse. Voor Duitsland en Finland bleek dat stijgers meer links waren dan degenen die vanaf hun geboorte tot de middenklasse behoorden. De sociale dalers vertoonden volgens Lipset en Zetterberg in alle landen wel hetzelfde gedrag. Ze stemden conservatiever dan degenen die vanaf hun geboorte tot de handarbeidklasse behoorden (Lipset en Zetterberg 1957: 427-443). Later hebben Lipset en Bendix aangetoond dat voor Noorwegen en Zweden dezelfde conclusies gelden als voor Finland en Duitsland (1959: 66-72).

Ten aanzien van de hier in een eerdere paragraaf besproken hypothesen dient te worden opgemerkt dat deze conclusies van Lipset, Bendix en Zetterberg, die verkregen zijn door percentering van tabellen, niet precies genoeg zijn om deze te kunnen toetsen. Men kan niet beslissen tussen hypothese 2 en 4, tussen een hypothese die additieve effecten en een hypothese die ook interactie specificiert. Wel dient er rekening mee te worden gehouden dat hypothese 3 over statusmotieven nog te zwak is geformuleerd: bij stijgers zou sprake kunnen zijn van overidentificatie.

Ook een tiental jaren later blijkt deze opmerking over de precisie van conclusies nog van toepassing te zijn. In een omvangrijke overzichtsstudie onderzocht Barber de hypothese dat 'for both the upwardly and the downwardly mobile, political loyalties and attitudes tend to change in the direction appropriate to their new status, resulting in political behavior intermediate between that of their old status and that of their new status' (Barber 1970: 36). Na bespreking van de voor de VS beschikbare gegevens concludeert Barber dat deze hypothese het gedrag van zowel stijgers als dalers het beste weergeeft.

Met het werk van Barber heeft de hypothese over overidentificatie afgedaan. Echter, de uitdrukking 'intermediate' is te onprecies om te beslissen tussen economisch eigenbelang en statusmotieven.

In 1966 meende Stacey aan de hand van een zestal onderzoeken in de VS te kunnen concluderen dat '(...) there is a marked tendency for the upwardly mobile to become more conservative (...) It has been estimated that between 10 and 20 percent of white collar conservative voters come from homes of manual workers. (...) In the case of downward mobility, there is a tendency for the downwardly mobile to become less conservative, but they are less likely to change political allegiance than the upwardly mobile. (...) they probably make a significant contribution to the working class Conservative vote' (Stacey 1966: 133).

De conclusies van Stacey zijn preciezer geformuleerd dan die welke zonet zijn aangehaald, en lijken tegen hypothese 2 en voor hypothese 4 te spreken. Er wordt echter in de verkeerde richting gepercenteerd als wordt gezegd dat tussen de 10 en 20 procent van de conservatieve stemmers handarbeidouders hebben. Dit roept enige twijfel op over de terechtheid van Stacey's conclusies. Deze zijn allen verkregen door vergelijking van percentages.

Abramson vond voor Groot-Brittannië dat 'upwardly mobile respondents were more likely to support the Conservative party than downwardly mobile were to support Labour' (Abramson 1972: 1292). Bijna tien jaar later kwam Heath op basis van nieuwe gegevens voor Groot-Brittannië tot een overeenkomstige bevinding. 'The Labour lead among the blue-collar sons of Class I fathers is much smaller than the Conservative lead among Class I sons of blue-collar fathers' (Heath 1981: 234-235). Class I is bij Heath de hoogste klasse van de in internationaal vergelijkend mobiliteitsonderzoek vaker gebruikte classificatie van Erikson, Goldthorpe en Portocarero (1983).

De conclusies van Abramson en Heath lijken zo precies te zijn geformuleerd, dat hypothese 4 wordt ondersteund en hypothese 2 weerlegd. Nadere beschouwing leert echter dat ze toch weer niet de juiste nauwkeurigheid hebben. Bij de ter discussie staande hypothesen gaat het niet alleen om het stemgedrag van stijgers in vergelijking met het stemgedrag van de dalers. Het stemgedrag van immobielen op hoog niveau en van immobielen op laag niveau dient ook in de beschouwing te worden genomen. Voor een toetsing van hypothese 3 worden dalers en stijgers wel met dezelfde groep immobielen vergeleken, maar dat is niet zo voor hypothese 1. Voor hypothese 2 en 4 worden beide groepen immobielen in de beschouwing betrokken, en blijktens de rekenvoorbeelden voor deze hypothesen op verschillende wijze.

In vergelijking met het buitenland is in Nederland weinig empirisch onderzoek verricht naar mobiliteit en stemgedrag. Van Heek, die als geen ander in Nederland mobiliteitsonderzoek deed, heeft de invloed van intergenerationele mobiliteit op stemgedrag niet onderzocht. Berting, een socioloog die niet tot de Leidse School van Van Heek behoorde, deed dit wel in een studie uit het midden der jaren zestig onder middelbare administratieve employés in negen grote organisaties in Amsterdam. Berting concludeerde dat de hoogste percentages VVD-voorkeuren konden worden aangetroffen onder hen die in het bedrijf de laagste functie hadden en intergenerationeel zijn gedaald (Berting 1968: 106).

Voor zover ons bekend heeft in Nederland Andeweg als eerste met behulp van nationale steekproeven onderzocht welke de invloed is van intergenerationele mobiliteit op stemgedrag. Hiertoe maakt Andeweg een tabel waarin stemgedrag is gekruist met mobiliteit, waarbij de variabele mobiliteit uit de categorieën dalers, immobielen en stijgers bestaat (Andeweg 1982: 99, tabel 3.11). Uit deze tabel blijkt dat stijgers meer dan immobielen op de VVD stemmen (en dalers minder). Daarna maakte Andeweg een tabel waarin dit verband werd gezien onder constant houding van eigen sociale klasse (tabel 3.12). Dit leidt tot de conclusie dat dalers meer VVD stemmen. Deze conclusie wordt door Andeweg uiteindelijk ook aanvaard. Andeweg beschouwt de aanvankelijke bevinding dat stijging tot stemmen op de VVD leidt, als een kunstmatige. Andeweg verwerpt het argument dat invoering van de variabele eigen klasse het verband tussen mobiliteit en stemgedrag verstoort. Dalers zouden vasthouden aan het stemgedrag van hun klasse van herkomst.

Klaarblijkelijk is het niet altijd gewenst alle immobielen tot één categorie samen te voegen, zoals Andeweg in de hierboven als eerste genoemde tabel deed. Bepaalde moeilijkheden ruimt men misschien uit de weg door een tabel te maken waarin eigen klasse tegen mobiliteit is gekruist. Dit geschiedt echter wel tegen de prijs van het binnenhalen van een andere moeilijkheid. De variabelen eigen klasse en mobiliteit hangen immers logisch met elkaar samen, en dergelijke zaken dienen te worden vermeden (zie Blau en Duncan 1967: 194-199 met voorbeelden op het terrein van mobiliteit). Het blijft onduidelijk waarom Andeweg geen tabel presenteert waarin eigen klasse en klasse vader tegen stemgedrag zijn gekruist. Met zo'n tabel vermijdt men zowel de moeilijkheid met Andewegs eerste tabel, als die met de als tweede genoemde tabel. Ze is ook gangbaar in de internationale literatuur (zie Abramson 1972, Heath 1981 en Thornburn 1978).

De eerste conclusie van dit overzicht dient te zijn dat het voor de toetsing van individuele hypothesen over mobiliteit en stemgedrag gewenst is

tabellen te analyseren waarin milieu van herkomst en milieu van bestemming als afzonderlijke variabelen tegen stemgedrag zijn gekruist. De tweede is dat deze tabellen niet dienen te worden geanalyseerd door met het blote oog naar percentages te kijken. De derde is dat een meer geformaliseerde analysetechniek de toetsing mogelijk moet maken van hypothesen over de mate van stijging of daling. En ten vierde dat met de te kiezen techniek additieve effecten van interactie-effecten kunnen worden onderscheiden. Hiertoe zal in paragraaf 4.3 van zogenaamde diagonaal modellen (niet-lineaire regressieanalyse) gebruik worden gemaakt.

3. Data en variabelenconstructie

De data waarmee de hypothesen worden getoetst zijn afkomstig uit het 'Verkiezingsonderzoek 1970' (Tilburg), het 'Participatieonderzoek 1971' (Leiden) het 'Nationaal Kiezersonderzoek 1977' (Leiden) en het 'Leefsituatieonderzoek 1977' (Centraal Bureau voor de Statistiek, Voorburg). Alle vier onderzoeken representeren de Nederlandse bevolking. In enquêtes is aan mannelijke en vrouwelijke respondenten gevraagd naar feitelijk stemgedrag van de respondent (of naar stemvoornemen of partij-identificatie), beroep van de vader van de respondent, en eigen beroep (en voor huisvrouwen: beroep van de echtgenoot). Het onderzoek voor 1970 telt 1839 respondenten, dat voor 1971 telt er 960. Het CBS-onderzoek in 1977 had 4159 respondenten, het andere onderzoek voor 1977 bevat 1856 respondenten.

Voor onderhavig onderzoek zijn alleen mannelijke respondenten opgenomen die achttien jaar of ouder waren. Om de mate van mobiliteit van vrouwelijke respondenten te bepalen, kruiste Andeweg het beroep van de vader van vrouwelijke respondenten tegen het beroep van hun echtgenoot. In hoeverre deze keuze minder gelukkig is, kan hier niet worden uitgemaakt. Het leek ons echter voorzichtiger de analyse tot alleen mannen te beperken. Deze beslissing halveerde het aantal waarnemingseenheden.

3.1. *De meting van de onafhankelijke variabelen* – In alle vier enquêtes zijn beroepstitels van zonen en vaders volgens de viercijferige beroepenklassificatie van het CBS gecodeerd. Deze codes zijn omgecodeerd naar de zes categorieën tellende beroepsprestigeschaal van Van Tulder (1961)³. Een alternatief voor deze beroepsprestigeschaal zou de uit vijf economische klassen bestaande schaal van Andeweg geweest kunnen zijn. Het komt ons echter voor dat wanneer hypothesen over statusmotieven de empirische beproefing op naar beroepsprestige gecodeerd materiaal niet door-

staan, dit meer zeggingskracht heeft dan wanneer ze de toetsing niet doorstaan op naar economische klassen ingedeelde gegevens. Met de keuze voor Van Tulders beroepsprestigeschaal wordt ook aansluiting gekregen bij recent Nederlands onderzoek naar structurele en circulatiemobiliteit (Ganzeboom en P. de Graaf 1983). Overigens is het voor de aansluiting van Nederlands onderzoek bij de internationale literatuur van belang de indeling in economische klassen van Erikson, Goldthorpe en Portocarero (1983) te gebruiken. Op dit moment is een definitieve omcodering van CBS-codes naar EGP-klassen nog niet beschikbaar⁴.

Van Tulders beroepsprestigeschaal bestaat uit de volgende zes categorieën:

- VI: hoofdzakelijk vrije academische beroepen, directeuren van grote ondernemingen, leraren middelbaar onderwijs, zeer hoge ambtenaren;
- V: hoofdzakelijk hogere employés, directeuren van kleine ondernemingen, hoofdambtenaren, grote landbouwers en tuinders, middelbare technici;
- IV: hoofdzakelijk grote tot middelgrote oude en nieuwe middenstand, middelbare ambtenaren, middelgrote landbouwers en tuinders, middelbare employés;
- III: hoofdzakelijk kleine oude en nieuwe middenstand, geschoolde arbeiders, kleine landbouwers en tuinders, kantoorbedienden, lage employés, lage ambtenaren;
- II: hoofdzakelijk geoefende arbeiders, lagere ambtenaren;
- I: hoofdzakelijk ongeefende arbeiders.

3.2. *De meting van de afhankelijke variabele* – Wat betreft de meting van de afhankelijke variabele deden zich twee moeilijkheden voor. De eerste is dat de vier ter beschikking staande onderzoeken niet precies dezelfde indicatoren kunnen verschaffen. Uit sommige onderzoeken zijn gegevens over stemintentie geput, uit een ander onderzoek data over partij-identificatie en uit een weer ander onderzoek gegevens over feitelijk stemgedrag.

In de eerste paragrafen van dit artikel is de afhankelijke variabele van de te toetsen individuele hypothesen grofweg aangeduid als 'stemgedrag'. Sombarts opmerkingen over de VS en Europese staten in een tijd dat deze nog geen algemene vrije verkiezingen kenden, maken duidelijk dat de afhankelijke variabele niet alleen betrekking heeft op feitelijk stemgedrag bij 'officiële' verkiezingen. De hypothesen hebben veeleer betrekking op een gegeneraliseerd stemgedrag, een algemene politieke voorkeur. Daarmee hebben ze ook betrekking op bij voorbeeld stemvoornemen en par-

tij-identificatie. Verder is het van belang dat de achtergrond van de te toetsen hypothesen geen aanleiding geeft voor de veronderstelling dat mobiliteit op feitelijk stemgedrag, stemintentie en partij-identificatie uiteenlopende effecten heeft. Dit betekent dat het werken met niet precies dezelfde meetinstrumenten niet bij voorbaat met onoverkomelijke bezwaren is belast.

In zowel het Participatieonderzoek 1971 als het Verkiezingsonderzoek 1970 is gevraagd op welke partij de respondent zal stemmen indien er Tweede-kamerverkiezingen zouden zijn. Dit betekent dat we met stemintentie te maken hebben. Weliswaar is in 1971 ook naar stemgedrag gevraagd, maar om door samenvoeging van de gegevens voor 1970/71 bij voldoende aantal eenheden uit te komen hebben we voor stemintentie gekozen. In LSO 1977 is de partij-identificatie bekend: er is gevraagd tot welke partij de respondent zich het meest voelt aangetrokken. In het Nationaal Kiezersonderzoek van 1977 is naar het stemgedrag gevraagd met betrekking tot de verkiezingen voor de Tweede Kamer van dat jaar. Aangezien we in de twee onderzoeken voor 1977 te maken hebben met twee op zich verschillende indicaties voor stemgedrag, analyseren we beide tabellen afzonderlijk.

Een tweede moeilijkheid bij de analyse van gegevens ter meting van de afhankelijke variabele is meer specifiek Nederlands. Engelse en Amerikaanse politicologen hebben tot nu toe bij de analyse van gegevens voor deze landen van het bestaan van twee partijen kunnen uitgaan. Dat vereenvoudigt de analyse in bijzondere mate. Voor Nederland zou men wel analyses kunnen opzetten over percentages VVD-stemmers of percentages PvdA-kiezers, maar dan laat men uiteindelijk toch te veel personen buiten beschouwing. Daarom hebben we de verschillende Nederlandse partijen, op grond van verricht politicologisch onderzoek over het beeld van politieke partijen, een score gegeven op een zevenpunts links-rechtschaal (Van der Eijk en Niemöller 1983: 249). Van de schalen die voor verschillende jaren zijn geconstrueerd, zijn gegevens voor die jaartallen gekozen welke het dichtst de jaartallen van de hier gebruikte enquêtes benaderen. De plaatsen van de verschillende politieke partijen op deze schalen zijn weergegeven op pagina 19.

Voor iedere partij liggen de waarden op deze twee schalen dicht bij elkaar. De gegevens over stemgedrag in de enquêtes van 1970 en 1971 hebben betrekking op de drie afzonderlijke christelijke partijen en zijn dienovereenkomstig naar links-rechtsscores omgecodeerd. De gegevens uit de enquêtes voor 1977 hebben daarentegen betrekking op het CDA. Er wordt op gewezen dat in de vier onderzoeken geen gegevens voorhanden waren over de plaats die respondenten zichzelf toekennen op een links-rechtschaal.

Partij	november 1974	februari 1976
CPN	1.62	1.58
PSP	2.49	2.21
PvdA	2.46	2.28
PPR	2.74	2.50
D'66	3.18	3.29
DS'70	4.01	3.93
BP	4.99	5.01
KVP	4.90	4.90
ARP	5.12	4.97
CHU	5.52	5.52
CDA	4.84	4.99
VVD	5.05	5.31
GPV	6.00	6.17
SGP	5.93	6.05

Een laatste opmerking is dat in 1977 voor beide enquêtes, waarschijnlijk vanwege de andere vraagstelling voor de afhankelijke variabele, meer ontbrekende waarnemingen waren dan in 1971. In 1970/71 was het percentage ontbrekende waarnemingen 20, in 1977 was dat 27.

4. Analyseresultaten

4.1. *Analyses met betrekking tot mobiliteitspatronen* – In tabel 5 is voor elke afzonderlijke combinatie van herkomst en bestemming met behulp van de hiervoor genoemde 7 punts links-rechtsschaal de gemiddelde stemintentie, partij-identificatie en het gemiddeld feitelijk stemgedrag weergegeven. De in deze driedimensionele tabel tussen haakjes vermelde absolute aantallen staan voor een tweedimensionele tabel waarin het beroepsprestige van zonen tegen dat van hun vader is gekruist. Kijken we voor de verschillende jaren naar de percentages zonen met een bepaald beroepsprestige, dan blijken er kleine percentuele verschillen te bestaan. In 1977 hebben relatief meer zonen een hoger beroepsprestige en relatief minder een laag beroepsprestige dan in 1970/71. Bij de percentages voor de vaders met een bepaald beroepsprestige zijn de verschillen soms groter. Categorie III geeft in het laatste geval het grootste verschil te zien. Dit is wellicht te wijten aan het feit dat gegevens voor het beroepsprestige van de vaders onbetrouwbaarder zijn dan die voor het beroepsprestige van respondenten zelf.

Als eerste wordt onderzocht of Nederland als industriële samenleving

Tabel 5: Gemiddelde stemintentie (1970/71), partij-identificatie (LSO77) en gemiddeld stemgedrag (KIES77) op een zevenpunts links-rechtsschaal naar beroepsprestige zoon en beroepsprestige vader

		1970/71							
		beroepsprestige zoon							
		I	II	III	IV	V	VI	N	%
laag	I	2.227 (6)	3.260 (18)	2.870 (23)	3.680 (2)	3.724 (5)	- (0)	54	4.9
	II	3.828 (30)	3.832 (113)	3.993 (122)	3.610 (38)	4.268 (24)	3.985 (8)	335	30.3
	III	3.642 (14)	4.082 (75)	4.043 (83)	4.296 (67)	4.371 (31)	4.779 (23)	393	35.6
	IV	3.704 (5)	4.367 (26)	4.262 (58)	4.615 (42)	4.666 (22)	4.627 (23)	176	15.9
	V	2.460 (1)	3.820 (8)	3.624 (20)	4.591 (18)	4.388 (18)	4.649 (13)	78	7.1
	VI	4.900 (1)	3.468 (4)	4.279 (15)	4.628 (15)	4.435 (14)	4.032 (19)	68	6.2
N		57	244	421	182	114	86	1104	
%		5.2	22.1	38.1	16.4	10.3	7.8		100.0

		LSO 1977							
		beroepsprestige zoon							
		I	II	III	IV	V	VI	N	%
laag	I	3.635 (2)	3.665 (12)	3.698 (16)	4.393 (4)	4.300 (3)	4.592 (6)	43	3.5
	II	3.439 (13)	3.256 (71)	3.702 (130)	3.894 (26)	4.145 (24)	4.108 (21)	285	22.9
	III	3.752 (25)	3.858 (94)	4.019 (252)	4.510 (100)	3.903 (71)	4.274 (51)	593	47.6
	IV	2.652 (6)	3.544 (27)	4.122 (42)	4.629 (25)	3.937 (18)	3.820 (21)	139	11.2
	V	4.317 (6)	3.088 (5)	4.199 (25)	4.133 (16)	4.504 (31)	4.237 (28)	111	8.9
	VI	5.150 (2)	- (0)	4.341 (9)	4.886 (11)	3.803 (20)	4.803 (32)	74	5.9
N		54	209	474	182	167	159	1245	
%		4.3	16.8	38.1	14.6	13.4	12.8		100.0

KIES 1977								
beroepsprestige zoon								
	I	II	III	IV	V	VI	N	%
I	- (0)	2.958 (4)	4.230 (6)	- (0)	2.280 (1)	- (0)	11	2.3
II	4.990 (1)	3.687 (52)	3.843 (58)	4.159 (14)	3.612 (17)	4.362 (6)	148	30.3
III	4.691 (8)	3.444 (36)	3.578 (86)	4.147 (23)	3.829 (32)	3.543 (12)	197	40.4
IV	2.280 (1)	3.5967 (9)	4.4195 (20)	4.2242 (12)	3.6883 (6)	4.8150 (10)	58	11.9
V	- (0)	4.393 (4)	3.900 (17)	3.850 (4)	4.764 (19)	4.368 (12)	56	11.5
VI	- (0)	- (0)	5.310 (1)	4.842 (5)	5.014 (9)	4.300 (3)	18	3.7
N	10	105	188	58	84	43	488	
%	2.1	21.5	38.5	11.9	17.2	8.8		100.0

* Het aantal eenheden staat tussen haakjes.

meer sociale stijgers dan dalers kent of juist meer dalers dan stijgers. Deze vraag betreft de bijkomende veronderstellingen voor de toepassing op macroniveau van individuele hypothesen 5 en 6. Met behulp van de volgende aan tabel 5 ontleende percentages kan dit worden nagegaan.

	Prestigemobiliteit					
	1970/71		KIES 1977		LSO 1977	
	abs.	perc.	abs.	perc.	abs.	perc.
immobiel	381	34.5	172	35.2	413	33.2
gestegen	419	38.0	201	41.2	531	42.7
gedaald	304	27.5	115	23.6	301	24.2

Er blijken voor alle tabellen aanzienlijk meer stijgers dan dalers te zijn. Verder kan worden opgemerkt dat de mate waarin het percentage stijgers het percentage dalers overtreft, voor de tabellen van 1977 groter is dan voor 1970/71.

De bijkomende veronderstellingen voor de bepaling van de aggregaateffecten van individuele hypothesen 3 en 4 hebben betrekking op het aantal mobielen als percentage van de gehele bevolking, dat wil zeggen op het percentage stijgers plus het percentage dalers. Op grond van de zonet

gepresenteerde cijfers is het moeilijk iets te zeggen over de ontwikkeling van het percentage mobielen tussen 1970/71 en 1977. Het ene onderzoek voor 1977 geeft een iets hoger percentage mobielen (stijgers plus dalers) dan de onderzoeken voor 1970/71, het andere onderzoek voor 1977 een iets lager percentage.

Voor de macrotoepassing van individuele hypothesen 1 en 2 zijn bijkomende veronderstellingen vereist over structurele mobiliteit. Om hoeveelheden structurele mobiliteit te bepalen, kunnen de frequentieverdelingen van beroepsprestige voor vaders en zonen worden vergeleken. Uit onderstaande aan tabel 5 ontleende gegevens blijkt dat in alle onderzoeken de verdeling van beroepsprestige voor vaders niet gelijk is aan die voor zonen. Er is dus structurele mobiliteit. Berekening van de 'index of dissimilarity' (Blau & Duncan 1967: 43) voor 1971 en 1977, maakt duidelijk dat de structurele mobiliteit in 1977 groter is dan in 1970/71. De index of dissimilarity (de som van de absolute percentageverschillen tussen overeenkomstige categorieën van de verdelingen van vaders en zonen naar beroepsprestige) bedraagt: 17.3 voor 1970/71, 31.2 voor LSO 1977 en 22.3 voor KIES 1977. In de drie onderzoeken komt de structurele mobiliteit op een kleine uitzondering na neer op gedwongen stijging. Naast structurele mobiliteit is er ook circulatiemobiliteit. De index of dissimilarity staat voor twee maal het minimum percentage mobielen, terwijl het feitelijk percentage mobielen hoger is. (In 1970/71 bij voorbeeld, is minimaal 8.7 procent mobiel, het feitelijke percentage mobielen is 65.5.)

Frequentieverdeling beroepsprestige vaders en zonen in procenten

Van Tulder	1970/71		LSO 1977		KIES 1977	
	Vaders	Zonen	Vaders	Zonen	Vaders	Zonen
I	4.9	5.2	3.5	4.3	2.3	2.1
II	30.3	22.1	22.9	16.8	20.3	21.5
III	35.6	38.1	47.6	38.1	40.4	38.5
IV	15.9	16.4	11.2	14.6	11.9	11.9
V	7.1	10.3	8.9	13.4	11.5	17.2
VI	6.2	7.8	5.9	12.8	3.7	8.8

4.2. *Tabelanalyses over mobiliteit en stemgedrag van individuen*—De marginaal van tabel 5 geven aan dat over het algemeen mensen meer rechts zijn als hun eigen status hoger is. De diagonaal van deze tabel geeft aan dat mensen die in een hogere statusgroep immobiel zijn, rechtser zijn dan immobielen uit lagere statusgroepen. Er zijn echter uitzonderingen op deze regel. Zo kunnen we bij voorbeeld voor 1970/71 constateren dat statusgroep IV van de immobielen wat betreft de gemiddelde politieke voor-

keur een uitschieter te zien geeft.

De tabel die door de meeste hiervoor genoemde onderzoeker is opgesteld, verschaft een vergelijking van het stemgedrag tussen intergenerationele stijgers, dalers en immobielen. Wij hebben ook een dergelijke tabel gemaakt (zie tabel 6).

Tabel 6: Gemiddelde stemintentie, partij-identificatie en gemiddeld stemgedrag naar intergenerationele prestigemobiliteit voor 1970/71, LSO 1977 en KIES 1977

		1970/71	
	dalers	immobielen	stijgers
gemiddelde pol. voorkeur	4.12	4.03	4.08
N	304	381	419
		LSO 1977	
	dalers	immobielen	stijgers
gemiddelde pol. voorkeur	3.91	4.02	4.03
N	301	413	531
		KIES 1977	
	dalers	immobielen	stijgers
gemiddelde pol. voorkeur	4.03	3.80	3.94
N	115	172	201

Zowel dalers als stijgers hebben een gemiddelde links-rechtsscore die sterk gelijkt op die van de immobielen. De richting van de verschillen komt min of meer overeen met de bevindingen van Anderweg. We willen echter benadrukken dat met behulp van tabel 6 *geen* toetsing mogelijk is van de hypothesen die in paragraaf 2 zijn genoemd, aangezien de categorie immobielen hier alle soorten immobielen omvat. Dit terwijl de hypothesen juist betrekking hebben op *afzonderlijke* typen immobielen. We zullen nu overgaan tot een tabelanalyse waarin mobiele worden vergeleken met immobielen uit de statusgroep van herkomst en met immobielen in de eigen statusgroep. Aldus kunnen de hier ter discussie gestelde hypothesen beter worden getoetst.

Tabel 7 beoogt hypothesen 1 en 2 te toetsen. Deze hebben betrekking op aanpassing aan de categorie van bestemming. Daartoe is van de gemiddelde links-rechtsscore voor typen mobiele de gemiddelde links-rechtsscore van immobiele personen met dezelfde bestemming afgetrokken.

Tabel 7: De mate waarin sociaal mobielen een meer rechtse politieke voorkeur hebben dan intergenerationeel immobielen met hetzelfde beroepsprestige, voor 1970/71, LSO 1977 en KIES 1977

		1970/71					
		Zonen					
		I	II	III	IV	V	VI
Vaders	I		-.57	-1.17	-.94	-.67	-
	II	+1.60		-.05	-1.01	-.12	-.04
	III	+1.41	+.25		-.32	-.02	+.75
	IV	+1.47	+.54	+.22		+.28	+.60
	V	-	-.01	-.42	-.03		+.62
	VI	-	-.36	+.24	+.01	+.05	
		LSO 1977					
		Zonen					
		I	II	III	IV	V	VI
Vaders	I		+.41	-.32	-.24	-.20	-.21
	II	+.20		-.32	-.74	-.36	-.70
	III	+.12	+.60		-.12	-.60	-.53
	IV	-1.98	+.29	+.10		-.57	-.98
	V	+.68	-.17	+.18	-.50		-.57
	VI	+1.52	-	+.32	+.26	+.70	
		KIES 1977					
		Zonen					
		I	II	III	IV	V	VI
Vaders	I		-.73	+.65	-	-2.48	-
	II	-		-.26	-.07	-1.15	+.06
	III	-	-.24		-.08	-.94	-.76
	IV	-	-.09	+.84		-1.08	+.52
	V	-	+.71	+.32	-.37		+.07
	VI	-	-	+1.73	+.62	+.25	

Uit tabel 7 blijkt dat boven de diagonaal hoofdzakelijk negatieve en onder de diagonaal hoofdzakelijk positieve waarden staan (statusgroep IV vormt hierop een uitzondering). Dit betekent dat intergenerationele stijgers over het algemeen linkser en dalers een rechtser stemgedrag vertonen dan immobielen met hetzelfde beroepsprestige. Aangezien er sprake blijkt te zijn van een zekere gewenning, kunnen we stellen dat de resulta-

ten meer in overeenstemming zijn met hypothese 2 dan met hypothese 1, aangezien er sprake blijkt te zijn van een zekere gewenning.

Om hypothesen 3 en 4 te toetsen moeten we een vergelijking maken tussen mobielen en immobielen met dezelfde status van herkomst. Dit gebeurt in tabel 8.

Tabel 8: De mate waarin sociaal mobielen een meer rechtse politieke voorkeur hebben dan intergenerationeel immobielen, met hetzelfde prestige van herkomst, voor 1970/71, LSO 1977 en KIES 1977.

		1970/71					
		Zonen					
		I	II	III	IV	V	VI
Vaders	I		+1.03	+ .64	+1.45	+1.49	-
	II	0		+ .16	- .22	+ .44	+ .16
	III	-1.40	+ .04		+ .26	+ .33	+ .74
	IV	- .92	- .25	- .36		+ .05	+ .01
	V	-	- .57	- .77	+ .20		+ .26
	VI	-	- .44	+ .25	+ .60	+ .41	
		LSO 1977					
		Zonen					
		I	II	III	IV	V	VI
Vaders	I		+ .03	+0.6	+ .76	+ .67	+ .96
	II	+ .18		+ .45	+ .64	+ .89	+ .85
	III	- .27	- .16		+ .49	- .12	+ .26
	IV	-1 .98	-1.09	- .51		- .69	- .81
	V	- .19	-1.42	- .31	- .37		- .27
	VI	+ .35	-	- .46	+ .08	-1.00	
		KIES 1977					
		Zonen					
		I	II	III	IV	V	VI
Vaders	I		-	-	-	-	-
	II	+1.30		+ .16	+ .47	- .08	+ .07
	III	+1.11	- .13		+ .57	+ .25	- .04
	IV	-1.94	- .63	- .20		- .54	+ .59
	V	-	- .37	- .86	- .91		- .40
	VI	-	-	+1.01	+ .54	+ .70	

Vooraf dient, wellicht ten overvloede, te worden opgemerkt dat de in tabel 8 uitgevoerde vergelijking alleen van belang is voor de dalers, aangezien hypothesen 3 en 4 juist in dit opzicht van hypothese 1 en 2 verschillen. Als we nu de gemiddelde links-rechtsscore van de verschillende typen intergenerationele dalers in tabel 8 bezien, dan blijkt dat in overeenstemming met hypothese 4, dalers over het algemeen linkser zijn dan immobielen met dezelfde herkomst. Dit duidt op een niet onmiddellijke aanpassing. Aldus is hypothese 4 te verkiezen boven hypothese 3.

Tussen hypothese 2 en 4 is het moeilijk beslissen op basis van tabelanalyse. Interactie-effecten kunnen zelden gemakkelijk met het blote oog in tabellen worden opgespoord. Daarom zal nu gebruik worden gemaakt van een meer geavanceerde analysetechniek, namelijk niet-lineaire regressieanalyse. Hierdoor is het mogelijk om zowel voor de additieve als voor de interactie-effecten de grootte van hun invloed te berekenen en op significantie te toetsen.

4.3. *Niet-lineaire regressieanalyse* – In een artikel uit 1981 introduceert Sobel zogenaamde 'diagonal mobility models' welke een parametrisering geven voor zowel additieve als interactie-effecten (Sobel 1981). Hij toont aan dat andere modellen, te weten het 'square additive model' van Duncan en het 'diamond additive model' van Hope, niet toereikend zijn om de twee afzonderlijke effecten uit elkaar te houden (Duncan 1966 en Hope 1975). Beide modellen parametriseren de effecten van herkomst en bestemming op zodanige wijze dat ze geen 'reasonable representation of the baseline acculturation process' geven (Sobel 1985: 700). Met 'acculturatie' doelt Sobel op wat hier gewenning en aanpassing heet.

Het uitgangspunt van Sobels modellering luidt '(...) a meaningful mobility model must parametrize the acculturation process in a sociologically sensible fashion. Substantively, this requires the choice of a referent; acculturation is a social process whereby individuals adopt the relevant behaviors (values, attitudes) which typify the reference aggregate. Thus, there must be some values of the dependent variable which typify the appropriate referents'. Het zogenaamde 'additieve baseline-model' van Sobel is voor de vraagstelling van dit artikel als volgt gedefinieerd:⁵

$$y_{ijk} = u_{ij} + E_{ijk}; \quad (1)$$

$$u_{ij} = p \cdot u_{ii} + r \cdot u_{jj} \quad (2)$$

$$(1) \quad i = 1, 2, 3, 4, 5, 6.; j = 1, 2, 3, 4, 5, 6.; k = 1, \dots, n_{ij};$$

$$(2) \quad p + r = 1$$

$$(3) \quad p \in [0, 1].$$

Hierbij is y_{ijk} de waarde van de afhankelijke variabele in het geval van k

observaties voor de ij -de cel van de mobiliteitstabel. Subscript i staat voor de status van herkomst en j voor status van bestemming. De uitdrukkingen u_{ij} geven de populatiegemiddelden van de afhankelijke variabelen aan voor de observaties in de ij -de cel van de mobiliteitstabel. E_{ijk} is een stochastische term met verwachting 0. u_{ii} en u_{jj} zijn de populatiegemiddelden in de ii -de en jj -de cel van de mobiliteitstabel (de cellen in de randverdelingen).

In dit model van Sobel worden voor de observaties buiten de diagonaal twee referentiewaarden gegeven. De eerste is het diagonaal gemiddelde van de 'zoon'-categorie gewogen met r en de tweede is het diagonaal gemiddelde van de 'vader'-categorie gewogen met p . Restrictie 2 zorgt ervoor dat parameter p is uit te drukken in termen van r ($p = 1 - r$). Restrictie 3 houdt in dat afkomst en bestemming als relatieve kansen kunnen worden vergeleken. Hierdoor is het mogelijk om vergelijkende uitspraken te doen over de relatieve invloed van herkomst ten opzichte van die van bestemming. De parameter u_{ij} is dus een gewogen gemiddelde van de twee referentiewaarden die de links-rechtsscore van een individu beïnvloeden. De parameter p geeft een indicatie voor de invloed van de herkomst in verhouding tot die van bestemming. De overeenkomst tussen wat hier in paragraaf 1.2 informeel, middels een eenvoudig voorbeeld is uitgelegd en wat hier wordt geformaliseerd, moge duidelijk zijn. We willen nog benadrukken dat er met betrekking tot de onafhankelijke variabelen geen ordinaal of hoger niveau wordt verondersteld.

Het additieve baseline-model stelt ons in staat hypothese 1 en 2 te toetsen. We kunnen dit verduidelijken door hypothesen 1 en 2 uit te schrijven in tabelvorm. Hypothese 2 ziet er als volgt uit.

		Zonen (r)					
		I	II	III	IV	V	VI
vaders (p)	I	u	$r.v + p.u$	$r.w + p.u$	$r.x + p.u$	$r.y + p.u$	$r.z + p.u$
	II	$r.u + p.v$	v	$r.w + p.v$	$r.x + p.v$	$r.y + p.v$	$r.z + p.v$
	III	$r.u + p.w$	$r.v + p.w$	w	$r.x + p.w$	$r.y + p.w$	$r.z + p.w$
	IV	$r.u + p.x$	$r.v + p.x$	$r.w + p.x$	x	$r.y + p.x$	$r.z + p.x$
	V	$r.u + p.y$	$r.v + p.y$	$r.w + p.y$	$r.x + p.y$	y	$r.z + p.y$
	VI	$r.u + p.z$	$r.v + p.z$	$r.w + p.z$	$r.x + p.z$	$r.y + p.z$	z

Hierbij geldt dat $p + r = 1$ en $p \in [0, 1]$, terwijl de immobielen een gemiddelde links-rechtsscore hebben van u, v, w, x, y, z . In vergelijking (2) moeten voor u, v, x, y en z lezen $u_{11}, u_{22}, u_{33}, u_{44}, u_{55}$ en u_{66} .

Volgens hypothese 2 zou voor het baseline-model \hat{p} en $\hat{r} \neq 0$ moeten zijn of in ieder geval significant van 0 afwijken. De resultaten van het fitten van het additieve baseline-model zijn in tabel 9.1 weergegeven. We willen erop wijzen dat met het baseline-model zowel gemiddelde scores kunnen worden geanalyseerd (zoals bij voorbeeld gemiddeld stemgedrag) als data op individueel niveau. In dit artikel is het laatste gebeurd (hetgeen overigens vrijwel niets uitmaakt met betrekking tot de resultaten). In tabel 9.1 is te zien dat \hat{p} voor 1970/71 .69 (.08), voor KIES77 .73 (.14) en voor LSO77 .36 (.09) bedraagt (tussen haakjes staat de standaardfout van de parameter). Dit betekent ten eerste dat \hat{p} significant afwijkt van 0. Ten tweede kunnen we constateren dat voor KIES77 en 1970/71 het effect van herkomst belangrijker is dan het effect van bestemming. Immers, voor 1970/71 $\hat{r} = .31$ versus $\hat{p} = .69$, en voor KIES 1977 $\hat{r} = .27$ versus $\hat{p} = .73$. Voor LSO77 daarentegen is het additieve effect van 'afkomst' belangrijker ($\hat{r} = .64$ versus $\hat{p} = .36$).

Tabel 9.1: Parameters, vrijheidsgraden en Residual Mean Square van het niet-lineaire regressiemodel (additief baseline-model) voor links-rechtsscores volgens de 'economische eigenbelang'-hypothese*

Parameter	Stemintentie	Stemgedrag	Partijidentificatie
	70/71	KIES77	LSO77
\hat{p}	.69 (.08)	.73 (.14)	.36 (.09)
\hat{u}_{11}	2.70 (.22)	3.87 (.54)	3.59 (.26)
\hat{u}_{22}	3.86 (.08)	3.74 (.14)	3.37 (.11)
\hat{u}_{33}	4.10 (.07)	3.63 (.12)	4.03 (.07)
\hat{u}_{44}	4.54 (.12)	4.32 (.22)	4.49 (.14)
\hat{u}_{55}	4.34 (.17)	4.36 (.21)	4.10 (.14)
\hat{u}_{66}	4.40 (.18)	4.93 (.38)	4.48 (.15)
df	1097	481	1238
RMS	1.52391	1.88857	1.90052

* Voor uitleg van de symbolen wordt verwezen naar de tekst

Hypothese 1 is een bijzonder geval van hypothese 2, dat wil zeggen voor hypothese 1 geldt dat $p = 0$. Dit resulteert in de volgende tabel:

		Zonen					
		I	II	III	IV	V	VI
Vaders	I	u	v	w	x	y	z
	II	u	v	w	x	y	z
	III	u	v	w	x	y	z
	IV	u	v	w	x	y	z
	V	u	v	w	x	y	z
	VI	u	v	w	x	y	z

De parameterschattingen voor dit eenvoudige lineaire model zijn in tabel 9.2 weergegeven.

Tabel 9.2: Parameters, vrijheidsgraden en Residual Mean Square van het lineaire model voor links-rechtsscores volgens de economische eigenbelang-hypothese.

Parameter	Stemintentie	Stemgedrag	Partijidentificatie
	70/71	KIES77	LSO77
\hat{u}_{11}	3.60 (.17)	4.48 (.44)	3.66 (.19)
\hat{u}_{22}	3.92 (.08)	3.60 (.14)	3.58 (.10)
\hat{u}_{33}	3.98 (.06)	3.81 (.10)	3.95 (.06)
\hat{u}_{44}	4.28 (.09)	4.21 (.18)	4.43 (.10)
\hat{u}_{55}	4.39 (.12)	4.10 (.15)	4.05 (.11)
\hat{u}_{66}	4.48 (.14)	4.24 (.21)	4.30 (.11)
df	1098	482	1239
RMS	1.57531	1.92181	1.91277

Voor een vergelijking met het eerdere niet-lineaire baseline-model kunnen we een standaard likelihood ratio test toepassen. Voor een dergelijke vergelijking wordt eerst de likelihood ratio $\lambda = (\hat{fms}_f / \hat{fms}_n)^N$ berekend⁷. Gegeven het feit dat $-2(\text{Log}\lambda)$ een asymptotische CHI^2_r verdeling heeft, waar r het aantal additionele parameters in het algemene model is, kunnen we de twee modellen vergelijken.

De toets wijst uit dat hypothese 1 verworpen dient te worden aangezien het base-line model voor alle drie tabellen een significante verbetering oplevert ($p < .05$); kritische waarde voor CHI^2 met 1 vrijheidsgraad is 3.8): de CHI^2 waarden zijn (70/71) 31.8 voor 1 df, (KIES77) 7.4 voor 1 df en (LSO77) 7.0 voor 1 df.

Net als hypothesen 1 en 2, kunnen we ook hypothesen 3 en 4 in tabelvorm uitschrijven. Hypothese 3 luidt in tabelvorm als volgt:

		Zonen					
		I	II	III	IV	V	VI
Vaders	I	u	r.v+p.u	r.w.+p.u	r.x+p.u	r.y+p.u	r.z+p.
	II	p.u+r.v.	v	r.w+p.v	r.x+p.v	r.y+p.u	r.z+p.
	III	p.u+r.w	p.v+r.w	w	r.x+p.w	r.y+p.u	r.z+p.
	IV	p.u+r.x	p.v+r.x	p.w+r.x	x	r.y+p.u	r.z+p.
	V	p.u+r.y	p.v+r.y	p.w+r.y	p.x+r.y	y	r.z+p.
	VI	p.u+r.z	p.v+r.z	p.w+r.z	p.x+r.z	p.y+r.z	z

Hierbij is $p + r = 1$ en $p \in [0, 1]$, terwijl verschillende typen immobielen een gemiddelde links-rechtsscore hebben van u, v, w, x, y, z .

Volgens hypothese 3 moet gelden $r = 1$ en $p = 0$. In tabelvorm is het resultaat aldus:

		Zonen					
		I	II	III	IV	V	VI
Vaders	I	u	v	w	x	y	z
	II	v	v	w	x	y	z
	III	w	w	w	x	y	z
	IV	x	x	x	x	y	z
	V	y	y	y	y	y	z
	VI	z	z	z	z	z	z

De parameterschattingen voor dit laatste model staan in tabel 10.1. Wat aan deze tabel als eerste opvalt is dat voor KIES77 \hat{u}_{II} niet is berekend. Dit komt omdat cel 1,1 geen waarnemingen bevat. De lezer vraagt zich misschien af waarom dit in tabellen 9.1 en 9.2 dan wel kon. De uitleg is dat \hat{u}_{II} nu niet als referentiecategorie wordt gebruikt, terwijl dit in voorgaande modellen wel gebeurde. Daardoor kon \hat{u}_{II} in tabel 9 op basis van overige categorieën worden geschat.

Hypothese 4 kunnen we in de volgende functie uitschrijven.

$$y_{ijk} = u_{ij} + E_{ijk} \quad (1)$$

$$u_{ij} = p \cdot u_{ii} + r \cdot u_{jj}, \text{ indien } i < j \quad (3)$$

$$u_{ij} = r \cdot u_{ii} + p \cdot u_{jj}, \text{ indien } i > j \quad (4)$$

- (1) $i = 1, 2, 3, 4, 5, 6.; j = 1, 2, 3, 4, 5, 6.; k = 1, \dots, n_{ij};$
- (2) $p + r = 1$
- (3) $p[0,1].$

De resultaten van het fitten van bovenstaand model zijn in tabel 10.2 weer-
gegeven.

Berekenen we voor de vergelijking van de modellen uit tabel 10.1 en 10.2 de desbetreffende CHI^2 -waarden, dan zijn de resultaten als volgt: CHI^2 (70/71: 1 df) 18.5, (KIES77: 2 df) 3.8 en (LSO77: 1 df) 10.6 ($p < .05$). Dit betekent dat in twee van de drie gevallen hypothese 4 een betere bena-

Tabel 10.1: Parameters, vrijheidsgraden en Residual Mean Square van het lineaire model voor links-rechtsscores volgens de statushypothese

Parameter	Stemintentie	Stemgedrag	Partijidentificatie
	70/71	KIES77	LSO77
\hat{u}_{11}	2.23 (.51)	—	3.64 (.98)
\hat{u}_{22}	3.76 (.10)	3.66 (.18)	3.33 (.14)
\hat{u}_{33}	3.96 (.06)	3.70 (.10)	3.89 (.06)
\hat{u}_{44}	4.22 (.08)	4.14 (.16)	4.22 (.09)
\hat{u}_{55}	4.26 (.10)	3.98 (.14)	4.08 (.10)
\hat{u}_{66}	4.44 (.11)	4.43 (.18)	4.30 (.10)
df	1098	483	1239
RMS	1.56177	1.90846	1.92246

Tabel 10.2: Parameters, vrijheidsgraden en Residual Mean Square van het niet-lineair regressiemodel voor links-rechtsscores met verschillende parameterschattin-
gen voor stijgers en dalers volgens de statushypothese

Parameter	Stemintentie	Stemgedrag	Partijidentificatie
	70/71	KIES77	LSO77
\hat{p}	.66 (.14)	.66 (.17)	.42 (.11)
\hat{u}_{11}	4.04 (.25)	4.15 (.47)	3.59 (.11)
\hat{u}_{22}	3.88 (.09)	3.67 (.13)	3.31 (.14)
\hat{u}_{33}	3.09 (.08)	3.66 (.13)	4.04 (.08)
\hat{u}_{44}	4.62 (.13)	4.44 (.27)	4.40 (.15)
\hat{u}_{55}	4.46 (.19)	4.50 (.24)	4.13 (.14)
\hat{u}_{66}	4.39 (.12)	4.70 (.48)	4.50 (.16)
df	1097	481	1238
RMS	1.53034	1.89146	1.90369

dering oplevert dan hypothese 3, en dat in één geval (KIES77) hypothese 4 het niet beter doet dan hypothese 3. We zijn geneigd, wat deze vergelijking betreft, te kiezen voor hypothese 4.

Wat we ook in tabel 10.2 kunnen zien, is dat de schatting voor \hat{p} nogmaals LSO77 de uitzondering vormt. Voor LSO77 is $\hat{p} = .42$, dat betekent dat herkomst een groter effect heeft op de links-rechtsscore dan bestemming. Voor de andere gevallen geldt het omgekeerde ($\hat{p} = .66$).

Wat ons nu resteert is toetsen of hypothese 4 een betere benadering oplevert dan hypothese 2. Voor dit doel kunnen we de Residual Mean Squares uit tabel 10.2 en 9.1 rechtstreeks met elkaar vergelijken (dit kunnen we doen, aangezien het aantal vrijheidsgraden voor beide modellen hetzelfde is). Het resultaat is dat de zwakke versie van de economische eigenbelang-hypothese (hypothese 2), waarbij sprake is van een niet zo snelle aanpassing, beter uit de verf komt dan de zwakke versie (hypothese 4) van de statushypothese⁷.

4.4. *Worden de politieke verhoudingen in Nederland door mobiliteit linkser of rechtser?* – We hebben kunnen constateren dat hypothese 2, die van economisch eigenbelang uitgaat, het beste de toetsing doorstaat. Individuen die intergenerationeel stijgen zijn rechtser in vergelijking met hun categorie van herkomst, en dalers zijn linkser in vergelijking met hun categorie van herkomst. Dit rechtser respectievelijk linkser worden gaat gepaard met een zekere gewenning. Stijgers worden niet zo rechts als immobielen met dezelfde status van bestemming, en dalers worden niet zo links als immobielen met dezelfde status van bestemming. Opvallend was dat volgens de gegevens voor 1970/71 en Kiezersonderzoek 1977, het effect van afkomst groter was dan het effect van bestemming. Dit duidt op een vrij langzame gewenning aan de nieuwe bestemming.

Voor de toepassing van individuele hypothese 2 bij de verklaring van politieke verhoudingen op macroniveau, is een bijkomende veronderstelling vereist over de hoeveelheid structurele mobiliteit. We hebben kunnen constateren dat de mobiliteitstabellen structurele stijging te zien geven. Gegeven bevestiging van hypothese 2 en gegeven deze bijkomende veronderstelling is de conclusie dat door deze mobiliteit de politieke verhoudingen rechtser zijn dan ze zonder deze mobiliteit zouden zijn geweest. Aangezien er in 1977 meer gedwongen stijging is dan in 1970/71, is de verrechtsing in 1977 sterker. Door toename van de structurele mobiliteit in Nederland tussen 1970/71 en 1977, zijn de politieke verhoudingen rechtser geworden. De mate waarin verrechtsing optreedt, moet echter niet worden overschat. Deze mate is immers niet afhankelijk van het percentage van de totale bevolking dat mobiel is, maar van de hoeveelheid

structurele mobiliteit. Er is gebleken dat de structurele mobiliteit aanzienlijk geringer is dan de totale mobiliteit. Er wordt herhaald dat de gegevens die Andeweg over mobiliteit in Nederland presenteerde niet op structurele, maar op totale mobiliteit betrekking hadden. Vanzelfsprekend houden deze conclusies geen rekening met andere factoren die stemgedrag bepalen. We kunnen misschien nog enkele opmerkingen plaatsen over hypothesen 5 en 6. Gezien de resultaten met betrekking tot hypothesen 3 en 4, is hypothese 6 over statusmotieven niet aan de orde. Voor de toepassing van individuele hypothese 5 is het belangrijk te weten in welke mate in 1970/71 en in 1977 stijging de overhand heeft op daling. Gebleken is dat in beide jaren stijging de overhand op daling heeft en dat dit in 1977 sterker het geval was dan in 1970/71. We verwachten dus dat immobielen in 1977 meer rechts stemmen dan in 1970/71. Bestudering van de celvullingen voor immobielen in tabel 5 maakt duidelijk dat dit niet het geval is. Drie van de zes keer zijn immobielen voor KIES77 rechtser dan die van 1970/71. Vier van de zes keer zijn immobielen van LSO77 rechtser dan die van 1970/71. In hoeverre waarde kan worden gehecht aan deze conclusie op basis van een zeer beperkt aantal waarnemingen van een contextueel kenmerk, zal hier in het midden blijven.

5. Conclusies

In dit artikel zijn enige gangbare hypothesen getoetst over de invloed van intergenerationele mobiliteit van individuen op hun stemgedrag. Twee hypothesen gingen uit van het economisch eigenbelang van individuen. De eerste veronderstelde een onmiddellijke aanpassing van het stemgedrag van mobiele mensen, in die zin dat ze onmiddellijk het stemgedrag overnemen van de desbetreffende categorie waartoe ze gaan behoren. De tweede hypothese was een zwakke versie van de eerste en veronderstelde een minder snelle aanpassing. Stijgers zullen niet meteen zo rechts worden en dalers niet zo links als immobielen in hun categorie van bestemming.

Daarnaast zijn twee statushypothesen onderscheiden. Deze voorspelde voor stijgers hetzelfde als de twee hypothesen over economisch eigenbelang. Voor dalers daarentegen voorspelde de eerste statushypothese dat mensen het stemgedrag van hun groep van herkomst volledig handhaven. De tweede statushypothese is een zwakke versie van de eerste en voorspelde een kleine aanpassing aan de categorie van bestemming. Dalers zouden zich minder aan hun bestemming aanpassen dan stijgers, dalers zouden meer aan hun herkomst vasthouden dan stijgers. Statistisch gesproken komt het verschil tussen hypothesen over economisch eigen-

belang en statushypothesen hierop neer, dat de eerste hypothesen additieve effecten postuleren en de laatste tevens een interactie-effect.

Om deze individuele hypothesen zo streng mogelijk te toetsen is gebruik gemaakt van de zogenaamde 'diagonaalmodellen' van Sobel. Deze scheppen de mogelijkheid om de hypothesen uit te schrijven als een model, waarin behalve additieve effecten tevens een interactie-reffect kan worden opgenomen. Uit de analyse van vier databestanden voor Nederland in de jaren zeventig bleek dat zwakke versies een betere benadering van de data opleverden dan sterke versies, en dat de zwakke versie van de statushypothese minder goed bij de data past dan de zwakke versie van de hypothese over economisch eigenbelang.

Voor de toepassing van de zwakke versie van de hypothese over economisch eigenbelang bij de verklaring van politieke verhoudingen op macroniveau, is een bijkomende veronderstelling vereist over de structurele mobiliteit in Nederland. Aangezien Nederland in 1977 meer structurele stijging vertoonde dan in 1970/71, heeft mobiliteit tot een verrechtsing van de politieke verhoudingen geleid. Omdat de macroverschuivingen afhangen van de structurele mobiliteit en niet van de totale mobiliteit, en de structurele mobiliteit in Nederland aanzienlijk kleiner is dan de totale, moet deze mate niet worden overschat.

Over de relatieve invloed van herkomst en bestemming op individueel stemgedrag kan nog het volgende worden gezegd. Met betrekking tot het LSO77 onderzoek, waarin gevraagd is tot welke politieke partij men zich het meest voelt aangetrokken, bleek 'bestemming' de belangrijkste invloed te hebben op de politieke voorkeur van de mobiele. In de drie onderzoeken waarin gevraagd is naar feitelijk stemgedrag of naar stemintentie, blijkt 'afkomst' een belangrijker voorspeller te zijn voor stemgedrag dan 'herkomst'. Deze resultaten zouden kunnen betekenen dat mobiliteit voor feitelijk stemgedrag en stemintentie andere gevolgen heeft dan voor partij-identificatie. In de gevallen waarin het effect van herkomst groter is dan dat van bestemming, kan men zich afvragen of de hypothese over economisch eigenbelang niet zo veel wordt afgezwakt, dat op z'n minst de benaming van de hypothese misleidend wordt.

Een andere individuele hypothese in dit artikel luidde dat het stemgedrag van immobielen rechtser is, wanneer het aantal stijgers in een samenleving het aantal dalers sterker overtreft. Een vergelijking van gegevens voor 1970/71 en 1977 bevestigde deze hypothese niet.

Met dank aan G.A. Irwin voor de data van het Participatieonderzoek 1971. Tevens willen we R. Hillebrand bedanken voor informatie over dit bestand. R. Andeweg is zo vriendelijk geweest zijn indeling van beroepstitels in beroepsklassen ter beschikking te stellen. Jan Van Deth heeft de moeite genomen om onze politicologische zwaktes enigszins te verbeteren. Ook willen we Ruud Luijkx, Jeroen Weesie, Wim Jansen, Jos Dessens, Paul Dekker en Michael Sobel bedanken voor hun commentaar. Een eerdere versie van dit artikel is besproken in de onderzoekersbijeenkomst van de ZWO Werkgemeenschap Verklarende Sociologie.

Noten

1. Als verklaringsgrond voor de uitzonderlijke plaats van Nederland zou de factor godsdienstige verzuiling kunnen dienen. Hoewel niet kan worden ontkend dat deze factor in de Nederlandse politiek een rol speelt, wordt in dit artikel toch aan deze factor voorbij gegaan. Immers, ook in landen zonder partijen op godsdienstige grondslag wijkt het stemgedrag van gelovigen en ongelovigen van elkaar af (zie b.v. Butler en Stokes 1969: 124-134 met gegevens voor Groot-Brittannië, en Lewis-Beck 1984: 436 met data voor Frankrijk). Daarnaast hebben de gegevens van Korpi betrekking op de jaren zeventig, toen de zuilen in Nederland al in grote mate waren afgebroken. De gegevens van Korpi wijzen bovendien uit dat de factor verzuiling geen afdoende verklaring voor alle nationale verschillen kan bieden. Het is immers moeilijk de Verenigde Staten en Canada als verzuilde samenlevingen te beschouwen.
2. Voor het in sociologisch mobiliteitsonderzoek gangbare onderscheid tussen structurele en circulatiemobiliteit, zie bij voorbeeld Heath 1981.
3. Voor uitgebreide informatie betreffende de hercodering van CBS-codes naar de categorieën van Van Tulder-schaal wordt verwezen naar Ganzeboom en P. De Graaf (1983). Bij nadere bestudering van de door Ganzeboom en De Graaf gehanteerde hercodering bleek de wenselijkheid van een klein aantal veranderingen. Voor 1970/71 is een nieuwe hercodering gemaakt naar de codering van Van Tulder, aangezien de beroepscoderingen uit deze enquêtes gecodeerd zijn volgens de CBS-beroepenclassificatie uit 1960. Er is gestreefd naar een zo groot mogelijke consistentie met de hercodering van de beroepscategorieën uit de CBS-classificatie 1971 naar die van Van Tulder.
4. Een nadeel van het klassenschema van Erikson, Goldthorpe en Portocarero is dat alle economische klassen niet één rangorde vormen, waardoor het moeilijk is vormen van mobiliteit als stijging of daling aan te merken.
5. De diagonaalmodellen zijn geconstrueerd met behulp van het computerprogramma BMDP3R, waarbinnen parameters met behulp van FORTRAN zijn gespecificeerd.
6. Sobel toetst als volgt of twee modellen significant van elkaar verschillen: 'For such a comparison, one first computes the likelihood ratio $\lambda = (\hat{fms}_f / \hat{fms}_n)^N$, where \hat{fms}_f is the maximum likelihood estimate of rms in the more general model,

\hat{rms}_n is the maximum likelihood estimate of rms in the nested model, and N is the sample size. Next, the fact that $-2(\log \lambda)$ has an asymptotic $X^2(r)$ distribution, where r is the number of additional independent parameters in the general model, is used to compare the two models' (Sobel 1985, 705).

7. Om hypothese 4 ook op een andere manier te toetsen, is in het model de restrictie dat de parameter \hat{p} voor stijgers gelijk moet zijn aan \hat{p} voor dalers weggelaten. Als vergelijking ziet dit model er als volgt uit.

$$y_{ijk} = u_{ij} + E_{ijk}; \quad (1)$$

$$u_{ij} = p \cdot u_{ii} + r \cdot u_{jj}, \text{ indien } i < j \quad (3)$$

$$u_{ij} = g \cdot u_{ii} + s \cdot u_{jj}, \text{ indien } i > j \quad (5)$$

$$(1) \quad i = 1, 2, 3, 4, 5, 6; j = 1, 2, 3, 4, 5, 6; k = 1, \dots, n_{ij};$$

$$(2) \quad p + r = 1$$

$$(3) \quad p \in [0, 1]$$

$$(4) \quad s + g = 1$$

$$(5) \quad s \in [0, 1].$$

We hebben echter geconstateerd dat ook dit model het slechter doet dan hypothese 2, in die zin dat het opnemen van een extra parameter niet tot een significante verbetering van het model leidt ($p < .05$).

Literatuur

- Abramson, Paul R., Intergenerational social mobility and partisan choice, *American Political Science Review*, 66 (1972), p. 1291-1294.
- Andeweg, R. B., *Dutch voters adrift: an explanation of electoral change 1963-1977*, Leiden 1982 (proefschrift).
- Bakker, Bart F. M., Jaap Dronkers en Harry B. G. Ganzeboom (red.), *Social stratification and mobility in the Netherlands*, SISWO publication 291, Amsterdam 1984.
- Barber, J. A., *Social mobility and voting behavior*, Chicago 1970.
- Berting, J., *In het brede maatschappelijke midden*, Meppel 1968.
- Blau, P. M., en O. D. Duncan, *The American occupational structure*, New York 1967.
- Butler, David E., en Donald E. Stokes, *Political change in Britain: forces shaping electoral choice*, New York 1969.
- Dahrendorf, R., *Class and class conflict in industrial society*, Londen 1959.
- Duncan, Otis, D., Methodological issues in the analysis of social mobility, in: N. J. Smelser en S. M. Lipset (red.), *Social structure and mobility in economic development*, Aldine, Chicago 1966, p. 51-97.
- Eijk, C. van der, en B. Niemöller, *Electoral change in the Netherlands*, Amsterdam 1983 (dissertatie).
- Erikson, R., J. H. Goldthorpe en L. Portocarero, Intergenerational class mobility and the convergence thesis, *The British Journal of Sociology*, 34 (1983), p. 303-343.

- Ganzeboom, H., en P. de Graaf, Beroepsmobiliteit tussen generaties in Nederland in 1954 en 1977, *Mens en Maatschappij*, 58 (1983), p. 28-52.
- Geiger, Th., *Die soziale Schichtung des deutschen Volkes*, Leipzig 1932.
- Goldthorpe, J.H., e.a., *Social mobility and class structure in modern Britain*, Oxford 1980.
- Heath, A., *Social mobility*, Glasgow 1981.
- Korpi, Walter, *The democratic struggle*, Routledge, Londen 1983.
- Lenski, G., *Power and privilege: a theory of social stratification*, New York 1966.
- Lenski, G. en J. Lenski, *Human societies: an introduction to macrosociology*, New York, 3e dr. 1978, 1e dr. 1970.
- Lewis-Beck, Michael S., France: the stalled electorate, in: R.J. Dalton, S.C. Flanagan en P.A. Beck (red.), *Electoral change in advanced industrial democracies*, Princeton, New Jersey 1984, p. 425-450.
- Lipset, S.M., en R. Bendix, *Social mobility in industrial society*, Berkeley en Los Angeles 1959.
- Lipset, S.M., *Political man: the social bases of politics*, Garden City, Baltimore 1960.
- Lipset, S.M., en H. Zetterberg, A theory of social mobility, in: Lewis A. Coser en Bernard Rosenberg, *Social theory: a book of readings*, 3e ed. 1969, 1e 1957, Toronto.
- Parkin, F., *Class inequality & political order: social stratification in capitalist and communist societies*, Londen, 6e dr. 1981, 1e dr. 1970.
- Peschar, Jules, en Wout Ultee (red.), *Sociale stratificatie: op weg naar empirisch-theoretisch stratificatieonderzoek in Nederland*, Deventer 1978.
- Sobel, Michael E., Diagonal mobility models: a substantively motivated class of designs for the analysis of mobility effects, *American Sociological Review*, 46 (1981), p. 893-906.
- Sobel, Michael E., Social mobility and fertility revisited: some new models for the analyses of the mobility effects hypothesis, *American Sociological Review*, 50 (1985), p. 699-712.
- Sombart, Werner, *Warum gibt es in der Vereinigten Staaten keinen Sozialismus?* (1906), Darmstadt 1969.
- Stacey, Barrie, Intergenerational mobility and voting, *Public Opinion Quarterly*, 30 (1966), p. 133-139.
- Thorburn, Phyllis, *Party, class and mobility: the political preferences of men in England and Wales*, University of Michigan, 1977 (dissertatie).
- Tulder, J.J.M. van, *De beroepsmobiliteit in Nederland van 1919 tot 1954. Een sociaal statistische studie*, Leiden 1962.

Summaries

Intergenerational mobility, individual political preference and societal political balance

by Nan Dirk de Graaf and Wout Ultee

This article models data for the Netherlands in 1970/71 and 1977 on prestige of respondent's occupation, prestige of occupation of respondent's father and left/right score of political party preferred by respondent. These models embody current hypotheses on the influence of intergenerational mobility on political preference.

Two hypotheses hold that individuals behave according to economic self-interest. The first of these supposes that mobile persons adjust immediately to the political preference of those immobile in the respondent's category of destination. The second assumes a time lag in this adjustment. Two other hypotheses postulate a status motive. For upwardly mobile persons, their predictions are identical to those of economic self-interest hypotheses. For downwardly mobiles predictions clash. One status hypothesis predicts that downwardly mobile persons will stick to the political preference of those immobile in the downwardly mobiles' category of origin. The other one predicts, besides some stickiness, a certain adjustment to the preference of those immobile in the downwardly mobiles' category of destination. In statistical terms, the first two hypotheses postulate additive effects and the last two interaction effects. For a proper test of these hypotheses, Sobel's new Diagonal Mobility Models are estimated. The second economic self-interest hypothesis resulted in the best fitting model.

This article also discusses macro-implications of these individual hypotheses. To determine macro-effects of status hypotheses, it is necessary to ascertain the total percentage of mobile persons in a society. For the macro-application of economic self-interest hypotheses, not the total amount of mobility in a society is relevant, but the percentage upwardly mobile persons minus the percentage downwardly mobile. The latter percentage difference, in sociological literature sometimes called structural mobility, is smaller than the total percentage of mobility. As in the literature of political science total mobility figures more heavily than structural mobility, and as an economic self-interest hypothesis was corroborated, macro-effects of social mobility on the political balance in a society might have been overrated.